

$$② \cdot Y_1 \sim \text{Poisson}(\alpha p), Y_2 \sim \text{Poisson}((1-\alpha)p)$$

• Y_1 e Y_2 são condicionalmente independentes.

• A priori: $\alpha \sim \text{Beta}(p, q)$, $p \sim \text{Gamma}(p+q, 1)$

• α e p são independentes.

2)

$$\text{PMF do Poisson: } P(Y=k, \lambda) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!}$$

Como há independência as v.oss. conjuntas é o produto das PMF's:

$$l(y_1, y_2 | \alpha, p) = \left(\frac{e^{-\alpha p} (\alpha p)^{y_1}}{y_1!} \right) \left(\frac{e^{-(1-\alpha)p} ((1-\alpha)p)^{y_2}}{y_2!} \right)$$

$$= \frac{\alpha^{y_1} (1-\alpha)^{y_2} p^{y_1+y_2} e^{-\alpha p - (1-\alpha)p}}{y_1! y_2!} \propto \frac{\alpha^{y_1} (1-\alpha)^{y_2} p^{y_1+y_2} e^{-p}}{y_1! y_2!}$$

— II —
b) a priori $\pi(\alpha, p)$ \rightarrow constante de normalização.

$$\pi(\alpha) = \frac{\Gamma(p+q)}{\Gamma(p)\Gamma(q)} \cdot \alpha^{p-1} (1-\alpha)^{q-1} \propto \alpha^{p-1} (1-\alpha)^{q-1}$$

$$\pi(p) = \frac{1^{p+q}}{\Gamma(p+q)} p^{p+q-1} e^{-p} \propto p^{p+q-1} e^{-p}$$

Como temos independência

$$\rightarrow \pi(\alpha, p) = \pi(\alpha) \pi(p)$$

$$\propto \alpha^{p-1} (1-\alpha)^{q-1} p^{p+q-1} e^{-p}$$

c) $\pi(\alpha, \beta | y_1, y_2) \propto L(y_1, y_2 | \alpha, \beta) \cdot \pi(\alpha, \beta)$ Post. conjunta

$$\therefore \pi(\alpha, \beta | y_1, y_2) \propto \alpha^{y_1} (1-\alpha)^{y_2} \beta^{y_1+y_2} e^{-\beta} \cdot (\alpha^{p-1} (1-\alpha)^{q-1} \beta^{p+q-1} e^{-\beta})$$

agrupando os termos:

$$\pi(\alpha, \beta | y_1, y_2) \propto \alpha^{y_1+p-1} (1-\alpha)^{y_2+q-1} \beta^{(y_1+y_2)+(p+q-1)} e^{-2\beta}$$

—||—

d) Posteriori Marginal α .

$$\pi(\alpha | y_1, y_2) = \int_{\mathbb{R}^+} \pi(\alpha, \beta | y_1, y_2) d\beta$$

$$\therefore \pi(\alpha | y_1, y_2) \propto \alpha^{y_1+p-1} (1-\alpha)^{y_2+q-1} \int_{\mathbb{R}} \beta^{(y_1+y_2)+(p+q-1)} e^{-2\beta} d\beta$$

A integral em questão se assemelha ao núcleo de uma distribuição Gamma: $x^{\alpha-1} e^{-\beta x}$

\therefore A integral resulta em uma constante que não depende de α , portanto:

$$\therefore \pi(\alpha | y_1, y_2) \propto \alpha^{y_1+p-1} (1-\alpha)^{y_2+q-1} \sim \text{Beta}(y_1+p, y_2+q)$$

—||—

e) Posteriori Marginal β (mesma ideia da anterior)

$$\pi(\beta | y_1, y_2) = \int_0^1 \pi(\alpha, \beta | y_1, y_2) d\alpha$$

$$\therefore \pi(\beta | y_1, y_2) \propto \beta^{y_1+y_2+p+q-1} e^{-2\beta} \int_0^1 \alpha^{y_1+p-1} (1-\alpha)^{y_2+q-1} d\alpha$$

Como já vimos esse integral é núcleo de uma Beta logo consiste numa constante em relação a β .

$$\therefore \pi(\beta | y_1, y_2) \propto \beta^{y_1+y_2+p+q-1} e^{-2\beta} \sim \text{Gamma}(y_1+y_2+p+q, 2)$$

③ x := Número de defeituosas / dia

$(x|y, \theta) \sim \text{Bin}(y, \theta)$, $y \sim \text{Poisson}(\lambda)$ sendo λ conhecido

a priori: $(\theta|y=g) \sim \text{Beta}(\alpha, r)$. α e r conhecidos e independentes de y .

$x|\theta \sim \text{Poisson}(\lambda\theta)$. $\theta \sim \text{Beta}(\alpha, r)$

Problema: Estimar θ

a) a posteriori $\pi(\theta|x=x)$

$\pi(\theta|x) \propto \underbrace{p(x|\theta)}_{?} \cdot \underbrace{\pi(\theta)}_{\text{Beta}(\alpha, r)}$ → Temos $p(x|y, \theta)$ então tiraremos y da equação.

$$p(x|\theta) = \sum p(x|y, \theta) \cdot p(y) = \sum \binom{y}{x} \theta^x (1-\theta)^{y-x} \left(\frac{e^{-\lambda} \lambda^y}{y!} \right)$$

$\therefore p(x|\theta)$ é uma mistura Binomial (y, θ) com $\text{Poisson}(\lambda)$

o que resulta em $\sim \text{Poisson}(\lambda\theta) \rightarrow p(x|\theta) = \frac{(\lambda\theta)^x e^{-\lambda\theta}}{x!}$

$$\therefore \pi(\theta|x=x) \propto \frac{(\lambda\theta)^x e^{-\lambda\theta}}{x!} \left(\frac{\pi(\alpha, r)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(r)} \theta^{\alpha-1} (1-\theta)^{r-1} \right)$$

Removendo constantes:

$$\therefore \pi(\theta|x=x) \propto \left(\theta^{x+\alpha-1} \right) \left((1-\theta)^{r-1} e^{-\lambda\theta} \right)$$

b) posteriori Conjunta $\pi(\gamma, \theta | x = x)$

$$\pi(\gamma, \theta | x = x) \propto p(x = x | \gamma = y, \theta) \cdot p(\gamma = y) \cdot \pi(\theta)$$

veross. de x · dist γ · priori (θ)

$$\propto \binom{y}{x} \theta^x (1-\theta)^{y-x} \cdot \frac{e^{-\lambda} \lambda^y}{y!} \cdot \theta^{x-1} (1-\theta)^{r-1}$$

$$\propto \frac{1}{x! (y-x)!} \theta^x (1-\theta)^{y-x} \cdot e^{-\lambda} \lambda^y \cdot \theta^{x-1} (1-\theta)^{r-1}$$

$$\therefore \pi(\gamma, \theta | x = x) \propto \frac{\lambda^y}{(y-x)!} \theta^{x+r-1} (1-\theta)^{y-x+r-1}$$

portanto é valido p/ $y \geq x$ e $\theta \in [0, 1]$